

O EFEITO DA CRISE FINANCEIRA NA POLÍTICA DE DIVIDENDOS DAS EMPRESAS COTADAS NA EURONEXT LISBON

Ana Rita Costa
Instituto Superior de Contabilidade e Administração – Universidade de Aveiro
ritadcosta@ua.pt

Elisabete S. Vieira
Membro da Unidade de investigação GOVCOPP
Instituto Superior de Contabilidade e Administração – Universidade de Aveiro
elisabete.vieira@ua.pt

Anabela Rocha
Colaboradora da Unidade de investigação CIDMA
Instituto Superior de Contabilidade e Administração – Universidade de Aveiro
anabela.rocha@ua.pt

ABSTRACT

In this paper, we intend to analyse the Portuguese market reactions to dividend changes, also considering the interaction between dividend and earnings changes. Additionally, we study the financial crisis effects on those same reactions. To do so, we use a sample comprised by companies listed in the Euronext Lisbon, which announced dividend distribution between 2006 and 2013.

Our results did not allow us to find evidence for the dividend-signalling hypothesis in the Portuguese market reactions. According to previous studies, we found that the market reacts in a stronger manner when dividends and results change in the same direction.

Finally, regarding the crisis factor, we concluded that the market reacts more to changes in dividends and earnings when facing a period of economic stability.

Keywords: Dividends, Earnings, Signaling Hypothesis, Market Reaction, Abnormal Returns, Financial Crisis.

RESUMO

Neste trabalho pretendemos analisar as reações do mercado português às variações dos dividendos, considerando igualmente a interação da variação dos dividendos com a variação dos resultados. Adicionalmente, estudamos o efeito da crise financeira nessas mesmas reações. Para tal, recorremos a uma amostra composta por empresas cotadas na *Euronext Lisbon*, que anunciaram a distribuição de dividendos entre 2006 e 2013.

Os nossos resultados não permitiram encontrar evidências da sinalização dos dividendos nas reações do mercado português. De acordo com estudos anteriores, verificámos que o mercado reage de maneira mais forte quando os dividendos e os resultados variam na mesma direção.

Finalmente, quanto ao fator crise, concluímos que o mercado reage mais às alterações dos dividendos e dos resultados quando se encontra num período de estabilidade económica.

Palavras-chave: Dividendos, Resultados, Teoria da Sinalização, Reação do Mercado, Rendibilidade, Crise Financeira.

1. INTRODUÇÃO

A política de dividendos consiste na decisão, por parte do Conselho de Administração, sobre a distribuição ou não de resultados aos acionistas, bem como o montante a distribuir, se for esse o caso. Esta é uma decisão importante, visto que afeta outro tipo de deliberações, como a política de investimento ou de financiamento da empresa, tendo um impacto no valor da empresa e, consequentemente, na riqueza dos acionistas. Este tema tem sido amplamente estudado e analisado ao longo dos anos e tem vindo a gerar alguma controvérsia na área das finanças, devido à não existência de teorias de aceitação consensual, bem como ao facto de os resultados empíricos serem, por vezes, contraditórios.

Neste contexto, pretendemos analisar o impacto das variações dos dividendos e dos resultados no preço das ações, bem como os possíveis efeitos da crise financeira nestas relações. Para tal, analisamos o mercado português, recorrendo a uma amostra constituída pelas empresas portuguesas não financeiras cotadas na *Euronext Lisbon* (EL), que tenham distribuído dividendos no período compreendido entre 2006 e 2013. Com o intuito de estudar a influência da crise financeira, serão considerados dois subperíodos: um de pré-recessão (2006 a 2008), e outro de recessão (2008 a 2013).

Os resultados obtidos não mostram evidências significativas para a teoria de sinalização no mercado português, o que pode ser devido ao elevado grau de concentração do capital no mercado português. Contudo, sugerem que as reações do mercado são mais fortes quando os dividendos e os resultados se movem na mesma direção, o que está de acordo com evidências anteriores. Os resultados permitem-nos concluir que o mercado reage de maneira mais pronunciada às variações dos dividendos em períodos de estabilidade económica.

Este trabalho está organizado do seguinte modo. Na secção 2 apresenta-se a revisão da literatura. Na secção 3 formulam-se as hipóteses, descreve-se a amostra e apresenta-se a metodologia. A secção seguinte apresenta os resultados. Finalmente, a secção 5 apresenta as principais conclusões, bem como sugestões para trabalhos futuros.

2. REVISÃO DE LITERATURA

A temática da política de dividendos (PD) continua a gerar controvérsia no mundo das finanças, visto que há vários fatores que influenciam a PD, por vezes em sentido contrário. Adicionalmente, os estudos empíricos, entretanto levados a cabo não apresentam resultados consensuais, pelo que o suporte das teorias existentes é ainda incipiente.

Os primeiros autores a sugerirem uma teoria relacionada com esta temática foram MILLER e MODIGLIANI (1961), os quais propuseram que, num contexto de um mercado de capitais perfeito, o valor das empresas é independente da sua PD, sendo esta irrelevante para a riqueza dos acionistas. Contudo, muitos foram os autores que contestaram as suas conclusões, referindo que um mercado real não é perfeito, uma vez que existe presença de impostos, assimetria de informação e/ou custos de transação, entre outros fatores, que condicionam a PD, influenciando deste modo o valor das empresas. De facto, KARPAVICIUS (2014), entre outros, demonstrou que o valor da empresa depende da PD, defendendo que empresas com uma PD mais estável tendem a valorizar-se mais que as outras.

A existência de impostos foi um dos fatores referidos por vários autores como sendo uma condicionante à PD. Neste contexto, e vendo que o facto de ignorarem a presença de impostos deu origem a grande contestação à sua teoria inicial, MILLER e MODIGLIANI (1963) desenvolveram um novo estudo no qual incluíram o fator impostos, e concluíram que, na presença destes, as empresas devem evitar a distribuição de resultados. Esta conclusão advém do facto dos dividendos estarem sujeitos, de um modo geral, a uma carga fiscal mais pesada do que os ganhos de capital, beneficiando estes ainda do diferimento de impostos. Com base nesta divergência de impostos, vários autores defenderam a ideia de que os investidores preferem receber ganhos de capital em vez de dividendos, dada a vantagem fiscal associada à primeira componente de remuneração do seu investimento¹.

FARRAR e SELWYN (1967) chegaram à conclusão de que numa economia onde a carga fiscal é mais pesada para os dividendos do que para os ganhos de capital, não deveria ser distribuído qualquer dividendo pelas empresas, sugerindo assim uma PD nula como a política ótima a adotar neste tipo de situação fiscal. Este ponto de vista foi partilhado por BRENNAN (1970), que defendeu que na presença de uma pesada carga fiscal sobre os dividendos, a sua distribuição não vai ao encontro do melhor interesse dos investidores. No entanto, a PD nula não é a política seguida pela maioria das empresas, verificando-se que estas apresentam como tendência a distribuição de dividendos. LITZENBERGER e RAMASWAMY (1979) concluíram que quanto mais elevado for o rendimento em dividendo (*dividend yield*), maior é a rendibilidade do capital próprio, a fim de compensar os acionistas pela desvantagem fiscal dos dividendos face às mais-valias, o que é consistente com os resultados de BRENNAN (1970).

ELTON e GRUBER (1970) concluíram que existe uma racionalidade dos mercados, isto é, que os acionistas que se encontram em escalões mais elevados a nível fiscal apresentam maior preferência por ganhos de capital, quando comparados com aqueles que se encontram em escalões mais baixos, sugerindo evidência do efeito de clientela. BORGES (2008) analisou o comportamento do preço das ações no dia do anúncio dos dividendos no mercado de capitais Português no período de 1990 a 1998, não tendo, contudo, encontrado evidência capaz de suportar o referido efeito.

BRAV, GRAHAM, HARVEY e MICHAELY (2008) analisaram o efeito da diminuição da carga fiscal sobre os dividendos nos EUA, ocorrida em 2003, concluindo que o fator imposto é menos relevante para o processo de decisão da distribuição de dividendos do que outros fatores, como sejam a estabilidade dos dividendos e as previsões dos fluxos de caixa futuros.

No contexto da teoria da agência (JENSEN e MECKLING, 1976; JENSEN, 1986), a distribuição de dividendos implica uma redução dos fluxos de caixa disponíveis, o que poderá reduzir os custos de agência, contribuindo para o aumento do preço das ações da empresa e, assim, para o aumento da riqueza dos acionistas. Esta teoria foi apoiada por vários autores que encontraram evidência de que os custos de agência influenciam as decisões respeitantes à política de distribuição de dividendos. EASTERBROOK (1984) explicou esta teoria como a possibilidade de que a PD pode ser usada como um instrumento de monitorização dos gestores, no sentido de alinhar os interesses dos gestores e dos acionistas através da redução do investimento excessivo por parte dos primeiros.

ROZEFF (1982) estudou o impacto da distribuição de dividendos nos custos de agência no mercado norte-americano no ano de 1981. Segundo o autor, a distribuição de dividendos reduz os custos de agência entre acionistas e gestores, mas aumenta a necessidade de financiamento

¹Contudo, é de salientar que nos últimos anos, a taxa de impostos sobre os dividendos e sobre os ganhos de capital têm vindo a convergir. Por exemplo, em Portugal, as taxas são iguais (à data da realização deste estudo era de 28%).

externo. Pela conjugação dos dois fatores, o autor defende a existência de um rácio de pagamento de dividendos ótimo que equilibre estes dois efeitos.

LA PORTA, LOPEZ-DE-SILANES, SHLEIFER e VISHNY (2000) analisaram a relação entre a PD e os custos de agência, tendo por base 33 países e o período compreendido entre 1989 e 1994, encontrando evidência de problemas de agência na distribuição dos dividendos, concluindo que os investidores dos países com maior proteção legal para os acionistas minoritários estão mais dispostos a adiar o recebimento de dividendos quando a empresa está na presença de boas oportunidades de investimento. Por sua vez, os investidores dos países com menor proteção legal preferem receber dividendos, independentemente da situação da empresa, sugerindo a existência de uma relação entre os custos de agência e a proteção legal dos acionistas.

No contexto português, BENZINHO (2004) analisou uma amostra de empresas com títulos cotados na EL, no período compreendido entre 1992 e 2002, concluindo que, sendo Portugal um país com baixa proteção legal dos investidores, o conflito mais significativo de agência que se verifica é entre pequenos e grandes acionistas. ALMEIDA, TAVARES e PEREIRA (2014) usaram dados do mercado bolsista Português entre 1997 e 2011 a fim de analisar esta temática, tendo concluído que a PD pode ser usada como mediadora de conflitos entre investidores e gestores, corroborando assim a teoria da agência.

A teoria da sinalização baseia-se na assimetria de informação entre os gestores e os investidores. Os gestores das empresas possuem mais informação acerca da posição financeira e perspectivas futuras das empresas do que os restantes participantes no mercado, pelo que o anúncio da distribuição de dividendos contém informação relevante para o mercado. Assim, a assimetria da informação pode ser diminuída através da PD, como uma forma de sinalizar ao mercado quais as perspectivas de evolução futura da empresa. Neste contexto, surgiram vários modelos que sugerem que um(a) aumento (diminuição) de dividendos reflete boas (más) expectativas dos gestores acerca dos fluxos de caixa futuros (BHATTACHARYA, 1979; MILLER e ROCK, 1985; JOHN e WILLIAMS, 1985). OFER e THAKOR (1987) também defenderam que as alterações na distribuição de dividendos podem ser usadas para sinalizar as convicções e expectativas dos gestores acerca de alterações nos resultados correntes e futuros da empresa, as quais se movem no mesmo sentido dos dividendos. Deste modo, é de esperar, de acordo com a teoria da sinalização, uma relação direta entre o anúncio de variação dos dividendos e a respetiva reação do mercado, refletida no preço das ações.

LINTNER (1956) publicou o primeiro estudo empírico acerca da PD, no sentido de identificar quais os principais fatores que influenciam as decisões dos gestores em relação à política de distribuição de dividendos, entrevistando 28 diretores financeiros de empresas norte-americanas, no período compreendido entre 1943 e 1953. O autor chegou à conclusão que a maioria das empresas tem um rácio de *payout* objetivo de longo prazo, definido em função dos resultados e dos dividendos anteriores, fazendo alterações graduais nos dividendos, a fim de atingir esse rácio de forma sustentada, dado que as empresas apresentam relutância na diminuição dos dividendos, evitando reversões nos dividendos a pagar.

Vários foram os autores que testaram o modelo de LINTNER (1956) ao longo das últimas décadas. DEANGELO, DEANGELO e SKINNER (1992, 1996), por exemplo, encontraram evidência de que as empresas têm um rácio de pagamento de dividendos objetivo, apesar de nem todas o tentarem atingir ao mesmo ritmo, dando assim suporte ao modelo de LINTNER (1956).

No contexto do mercado Português, BENZINHO (2004) tentou identificar os fatores determinantes para a tomada de decisão dos gestores respeitantes à PD, baseando-se numa amostra de empresas com títulos cotados na EL entre 1992 e 2002. O autor concluiu que as empresas portuguesas tendem a ter uma política de distribuição de dividendos estável, e que os

fatores mais influentes na distribuição de dividendos são o dividendo do ano anterior e os resultados do ano corrente, o que vai ao encontro das conclusões de LINTNER (1956). Em consonância com estes resultados, está também o estudo de VIEIRA, PINHO e LEITE (2013), que encontrou evidência de que, no mercado português, as empresas apresentam uma política estável de dividendos. Contudo, analisando uma amostra de empresas com títulos cotados na EL durante o ano de 2007, RIBEIRO (2010) não encontrou resultados capazes de sustentar as conclusões de LINTNER (1956), concluindo que não são os resultados elevados que implicam dividendos mais elevados, mas sim os fluxos de caixa.

PETTIT (1972) analisou a rendibilidade anormal das ações causada por anúncios de dividendos, encontrando resultados que vão ao encontro dos pressupostos da teoria da sinalização. Tendo por base dados referentes a 625 empresas do mercado americano e cobrindo o período de 1964 a 1968, verificou que os aumentos de dividendos resultam numa rendibilidade positiva anormal e que quanto maior a variação dos dividendos, maior é a variação dessa rendibilidade. Assim, concluiu que as alterações nos dividendos contêm de facto informação valiosa para o mercado e que este reage de acordo com a informação divulgada, aceitando essa informação como verdadeira, e reagindo em consonância. BRICKLEY (1983) estudou igualmente uma amostra de empresas do mercado norte-americano no período de 1969 a 1979, concluindo que a magnitude da variação dos dividendos tem uma influência significativa na reação do mercado, estando as suas conclusões em concordância com as de PETTIT (1972).

Vários estudos encontraram suporte para a teoria da sinalização, como sejam os de WOOLRIDGE (1982), ASQUITH e MULLINS (1983), AHARONY, FALK e SWARY (1988), EDDY e SEIFERT (1992), YOON e STARKS (1995), NISSIM e ZIV (2001), e LIU e CHEN (2015), no mercado norte-americano, NITTA (2006), no mercado japonês, YILMAZ e SELCUK (2010), no mercado turco, BOZOS, NIKOLOPOULOS e RAMGANDHI (2011), no mercado do Reino Unido (UK), ALMEIDA et al. (2014), no mercado português e, recentemente, ANWAR, SINGH e JAIN (2017), no mercado indiano.

No entanto, existem estudos que encontraram resultados distintos.

Embora WATTS (1973) tenha encontrado uma relação positiva entre as variações dos dividendos e dos resultados nos Estados Unidos da América (EUA), de acordo com o preconizado pela teoria da sinalização, o efeito da divulgação das variações dos dividendos nos resultados futuros foi pouco significativo, tendo o autor concluído que o conteúdo informativo dos dividendos não é expressivo.

LANG e LITZENBERGER (1989) encontraram evidência de uma reação assimétrica do mercado face ao anúncio da variação dos dividendos nos EUA, concluindo que variações negativas dos dividendos têm um impacto maior do que as positivas na rendibilidade das ações, encontrando assim uma reação assimétrica do mercado a anúncios de aumento ou diminuição de dividendos. BENARTZI, MICHAELY e THALER (1997) estudaram o mesmo mercado, para o período de 1979 a 1991. Os resultados indicam que os aumentos de dividendos estão positivamente correlacionados com os resultados correntes e com os do ano anterior. No entanto, não encontraram evidência de um crescimento sistemático dos resultados nos anos seguintes, pelo que defenderam que as alterações dos dividendos têm um conteúdo informativo apenas no que respeita aos resultados passados e atuais das empresas, e não aos resultados futuros, como seria de esperar pela hipótese do conteúdo informativo dos dividendos.

VIEIRA e RAPOSO (2007) analisaram o conteúdo informativo dos dividendos em 3 países diferentes: Portugal, França e UK, tendo apenas encontrado evidência capaz de suportar a teoria da sinalização no caso do UK. No que respeita a Portugal e França, não encontraram uma reação significativa por parte do mercado aos anúncios de alterações dos dividendos, o que significa que,

nesses países, as variações dos dividendos não transmitem informação relevante ao mercado. As autoras explicaram a diferença de resultados baseando-se, nomeadamente, nas diferenças de assimetria de informação entre o UK e os outros dois mercados. Adicionalmente, encontraram um número significativo de casos em que a variação dos dividendos e a reação do preço das ações se moveram em direções opostas, fenómeno já observado por vários autores (e.g., ASQUITH e MULLINS, 1983).

Recentemente, ALI, MUHAMMAD e GOHAR (2017) analisaram o conteúdo informativo dos dividendos, considerando uma amostra de 928 empresas francesas e 995 empresas alemãs, para o período compreendido entre 1991 e 2010. Os resultados mostraram que a relação entre as variações dos dividendos e os resultados futuros não é significativa, mesmo no caso das empresas que apresentaram rendibilidades anormais mais elevadas. Estas conclusões não permitiram suportar a teoria da sinalização, que argumenta que as variações de dividendos transmitem informações sobre as alterações dos resultados futuros. Esta conclusão vai ao encontro de outros estudos, nomeadamente em mercados distintos. Por exemplo, PANDEY (2017) analisou o efeito de sinalização dos dividendos sobre os preços das empresas com títulos cotados no mercado indiano, sendo os resultados indicativos da ausência de efeito de sinalização no anúncio da variação dos dividendos.

Alguns autores direcionaram os seus estudos no contexto do conteúdo informativo dos dividendos para os casos específicos do início e omissão de dividendos, visto que estas situações comportam alterações acentuadas na política de dividendos das empresas, podendo refletir um conteúdo informativo mais significativo.

ASQUITH e MULLINS (1983) analisaram uma amostra de empresas dos EUA, no período compreendido entre 1963 e 1980 e encontraram uma reação positiva e anormal do mercado ao anúncio da primeira distribuição de dividendos, dando suporte à teoria da sinalização. Em grande parte dos estudos acerca deste assunto, como nos de JOHN e LANG (1991) e LIU, SZEWCZYK e ZANTOUT (2008), a conclusão foi de que as omissões de dividendos causam uma reação mais significativa por parte do mercado do que as iniciações, visto que, geralmente, comportam um conteúdo informativo mais forte relativamente à situação da empresa.

SANT e COWAN (1994) estudaram as reações do mercado aos anúncios de omissão de dividendos no mercado norte-americano, de 1962 a 1987, observando que os gestores tendem a omitir dividendos quando os resultados da empresa não lhes permitem garantir a manutenção de dividendos no futuro, o que é consistente com a teoria da sinalização e com as conclusões de LINTNER (1956). CHRISTIE (1994) analisou as reações do mercado norte-americano a reduções e omissões de dividendos, para o período compreendido entre 1962 e 1985, concluindo que a rendibilidade anormal é negativa, e aumenta com a diminuição da distribuição de dividendos. Adicionalmente, os seus resultados demonstraram que tanto as alterações dos dividendos como da *dividend yield* têm um impacto significativo na variação das rendibilidades anormais, o que é coerente com a teoria da sinalização.

DEANGELO, DEANGELO e SKINNER (2000) estudaram uma amostra de empresas com títulos cotados na NYSE, com recurso a dados da segunda metade do século vinte, e concluíram que a reação dos preços das ações aos anúncios de dividendos especiais é positiva nos três dias após o anúncio, o que é consistente com a teoria da sinalização.

Vários foram os estudos que se centraram na questão do efeito conjunto dos anúncios dos dividendos e dos resultados no preço das ações. Baseados numa amostra do UK, LONIE, ABEYRATNA, POWER e SINCLAIR (1996) analisaram a reação dos preços das ações aos anúncios da variação de dividendos no ano de 1991. Os resultados demonstraram rendibilidades anormais positivas face aos anúncios de aumento de dividendos, e negativas no caso de anúncios

de diminuição de dividendos, corroborando a teoria da sinalização. No entanto, os autores observaram que quando os dividendos e os resultados são anunciados em simultâneo, as variações dos resultados têm um impacto mais significativo no preço das ações do que os anúncios das alterações dos dividendos, concluindo que os resultados transmitem sinais mais fortes ao mercado do que os dividendos, o que está em sintonia com as conclusões de DEANGELO et al. (1992), CONROY, EADES e HARRIS (2000), CHEN, FIRTH e GAO (2002) e VIEIRA (2012), mas não suportada por outros, como é o caso de BOZOS et al. (2011), que concluiu que tanto as alterações nos resultados como nos dividendos apresentam um conteúdo informativo idêntico.

DEANGELO e DEANGELO (1990) analisaram uma amostra de 80 empresas dos EUA, que registaram pelo menos três prejuízos anuais durante o período compreendido entre 1980 e 1985, e encontraram resultados que suportam a teoria da sinalização, visto que as empresas analisadas reduziram os seus dividendos quando enfrentaram prejuízos. No entanto, defenderam que as decisões de distribuição de dividendos estavam dependentes de outros fatores, como cláusulas restritivas de dívidas, motivos estratégicos ou a vontade de manter o historial de distribuição de dividendos. DEANGELO et al. (1992) encontraram evidência de suporte para a teoria da sinalização, considerando uma amostra de 167 empresas americanas com pelo menos um prejuízo anual durante o período compreendido entre 1980 e 1985, mostrando que os cortes nos dividendos transmitiam conteúdo informativo acerca dos resultados futuros das empresas. Os autores sugeriram que o conteúdo informativo dos dividendos está dependente do nível de resultados, para o caso das empresas que enfrentam períodos de prejuízos.

Analisando uma amostra de empresas dos EUA no período 1979-1981, KANE, LEE e MARCUS (1984) encontraram uma relação significativa entre os anúncios de dividendos e de resultados, o que faz com que os investidores confirmem mais credibilidade a variações nos dividendos quando estas são acompanhadas por variações nos resultados relativamente às expectativas. Os resultados obtidos mostraram que os anúncios geram rendibilidades anormais significativas. EASTON (1991) analisou o mercado Australiano no período compreendido entre 1978 e 1980, onde os dividendos e os resultados são anunciados simultaneamente, encontrando suporte para a existência de efeitos de interação entre estes dois anúncios. Esta conclusão foi apoiada por BOZOS et al. (2011) que, não só encontraram provas para esta correlação, como observaram que o impacto no preço das ações é mais forte quando os dividendos e os resultados variam na mesma direção.

Embora ainda escassos, alguns estudos analisaram o efeito de períodos de instabilidade económica na reação do mercado ao anúncio de dividendos.

BOZOS et al. (2011) analisaram a sinalização do anúncio de dividendos no UK, considerando um período de adversidade económica (2006-2010). Os resultados mostraram que a sinalização dos dividendos é mais forte em períodos pessimistas e mais fraca em períodos otimistas, baseando-se numa interação negativa encontrada entre o sentimento económico generalizado e o conteúdo informativo dos dividendos. Consequentemente, concluíram que as alterações dos dividendos têm menor impacto no mercado em períodos de estabilidade económica e crescimento, do que nos restantes períodos. Esta conclusão foi corroborada por FULLER e GOLDSTEIN (2011), que analisaram uma amostra de empresas dos EUA entre 1970-2007, concluindo que os investidores valorizam mais os dividendos em mercados que atravessam períodos de instabilidade económica.

NGUYEN e TRAN (2016) analisaram o efeito de sinalização e suavização dos dividendos, considerando o impacto da crise financeira, e comparando o mercado dos EUA com cinco mercados do Sudeste Asiático. Os resultados sugerem que as empresas dos EUA procuram

seguir o modelo de alisamento dos dividendos (LINTNER, 1956) e que seguem a teoria da sinalização dos dividendos, aumentando estes no período pós-crise, para beneficiar de melhor reputação. No entanto, a Malásia, as Filipinas e a Indonésia, após suavizarem os dividendos, não conseguem pagar mais dividendos no período pós-crise. No que respeita à Tailândia e a Singapura, as respetivas empresas aumentam os dividendos no período pós-crise, mas não conseguem seguir o modelo de alisamento dos dividendos, pelo menos de forma significativa.

3. HIPÓTESES, AMOSTRA E METODOLOGIA

3.1. Hipóteses

Tendo por base a revisão de literatura, e com o intuito de averiguar até que ponto encontramos evidência capaz de suportar a teoria da sinalização dos dividendos, bem como analisar o impacto da crise financeira na PD, formulamos as seguintes hipóteses:

H₁: Existe uma relação positiva entre as variações dos dividendos e a reação do mercado.

H₂: A reação do mercado intensifica-se quando as variações dos dividendos e dos resultados por ação ocorrem na mesma direção.

H₃: A reação do mercado às variações dos dividendos é mais pronunciada em períodos de crise financeira.

3.2. Amostra

Para a elaboração do estudo empírico, vamos analisar o mercado português, recorrendo a uma amostra constituída pelas empresas não financeiras com títulos cotados na EL, que distribuíram dividendos no período compreendido entre 2006 e 2013. Adicionalmente, consideramos dois subperíodos, um referente ao período de pré-recessão (2006 e 2007), e outro de recessão (2008-2013)².

Apesar de algumas empresas da amostra final terem distribuído, ocasionalmente, dividendos mais do que uma vez por ano, considerámos apenas os anúncios anuais finais. Segundo BOZOS et al. (2011, p. 367): “*most of the statistical evidence and managerial surveys indicate that dividend policy is more often determined on an end-of-year basis*”.

A informação acerca dos dividendos distribuídos foi manualmente recolhida no site da Comissão de Mercado de Valores Mobiliários (CMVM)³. As cotações das ações foram recolhidas no site da Yahoo Finance⁴ e a restante informação relativa às empresas foi recolhida na base de dados do Sistema de Análise de Dados Ibéricos (SABI). Finalmente, foi ainda necessário recorrer aos relatórios de contas das empresas, disponibilizados no site da CMVM, para obtenção de informação complementar, nomeadamente relativa ao número de ações das empresas.

² Considerou-se o início da recessão em 2008, de acordo com o início da crise económica americana.

³ www.cmvm.pt.

⁴ www.finance.yahoo.com.

Após termos excluído as empresas de cariz financeiro e as que não distribuíram quaisquer dividendos no período considerado, obtivemos uma amostra composta por 31 empresas, correspondendo a um total de 217 variações de dividendos, sendo que apenas 143 representam eventos de anúncios de dividendos e, portanto, apenas estas compõem a nossa amostra final⁵.

A Tabela 1 mostra a distribuição de frequências dos diferentes tipos de variações dos dividendos e dos resultados, considerando os dois subperíodos.

Tabela 1: Frequências de Variação dos Dividendos e dos Resultados

	2006-2007	2008-2013	TOTAL	%
Painel A: Variação dos dividendos				
$\Delta DIV < 0$	3	40	43	19,8%
$\Delta DIV = 0$	15	82	97	44,7%
$\Delta DIV > 0$	13	64	77	35,5%
TOTAL	31	186	217	100,0%
Painel B: Variação dos resultados				
$\Delta EPS < 0$	12	93	105	48,4%
$\Delta EPS > 0$	19	93	112	51,6%
TOTAL	31	186	217	100,0%

O Painel A apresenta o número de observações mediante o tipo de variação nos dividendos distribuídos (ΔDIV) e mediante o subperíodo (antes e durante a recessão). Existem 31 eventos no período pré-recessão e 186 no período de recessão. Analisando a tabela, podemos observar que em 19,8% dos casos, ocorreu uma diminuição nos dividendos distribuídos, em 44,7% dos casos não ocorreu qualquer tipo de variação e em 35,5% houve um aumento nos dividendos distribuídos relativamente ao ano anterior. A preponderância de aumentos de dividendos face às diminuições é consistente com a evidência de que as empresas apresentam alguma relutância em proceder à diminuição de dividendos (e.g., LINTNER, 1956). Podemos também observar que, no período de estabilidade, as variações negativas foram muito raras (apenas 3 eventos).

O Painel B apresenta o número de observações considerando a variação ocorrida nos resultados por ação (ΔEPS), também repartidas pelos dois subperíodos. O número de observações para as variações positivas e negativas nos resultados é bastante semelhante, correspondendo a aproximadamente 50% das observações em cada um dos casos. No entanto, podemos observar que no período de pré-recessão, o rácio entre as variações positivas e negativas nos resultados por ação (19/12) é mais elevado do que no período de recessão, em que o número de observações dos dois casos é exatamente igual (93/93).

A Tabela 2 apresenta as médias das variações dos dividendos distribuídos (Painel A) e dos resultados por ação (Painel B), assim como os resultados do teste-T para a comparação das médias entre os dois subperíodos, pré-recessão e recessão, tendo sido previamente estudada a normalidade dos subconjuntos de observações.

⁵ Esta redução no número de observações deve-se ao facto de considerarmos as variações mesmo para anos em que não houve distribuição de dividendos, logo há 217 variações, mas apenas 143 eventos de distribuição de dividendos. Como nos interessa estudar o impacto do anúncio da distribuição de dividendos, é este conjunto de 143 eventos que constitui a dimensão final da amostra.

Tabela 2: Médias das Variações dos Dividendos e dos Resultados por Ação

	2006-2007	2008-2013	Teste-T	2006-2013
Painel A: Médias das ΔDIV				
Δ DIV<0	-0,175	-0,131	-0,477	-0,134
Δ DIV=0	0,000	0,000	N/A	0,000
Δ DIV>0	0,139	0,064	1,356	0,077
Δ EPS<0	0,010	-0,025	0,781	-0,021
Δ EPS>0	0,062	0,012	1,201	0,021
Total	0,041	-0,006	1,564	0,001
Painel B: Médias das ΔEPS				
Δ DIV<0	0,049	-0,329	1,924	-0,303
Δ DIV=0	0,080	-0,070	1,125	-0,046
Δ DIV>0	-0,091	0,179	-1,149	0,133
Δ EPS<0	-0,365	-0,362	-0,012	-0,363
Δ EPS>0	0,239	0,283	-0,389	0,275
Total	0,005	-0,040	0,382	-0,033

No painel A apresentamos as médias das variações dos dividendos para cada um dos subperíodos, para os três tipos de variações dos dividendos e para os dois tipos de variações dos resultados por ação. Podemos observar que, em média, a magnitude da variação dos dividendos é mais elevada no caso das diminuições de dividendos do que no caso dos aumentos. Os resultados do teste -T, que nos permite comparar as médias das variações dos dividendos distribuídos para os dois subperíodos, nunca são estatisticamente significativos. Concluimos assim que, em termos médios, não há diferenças significativas nas variações dos dividendos, entre períodos de pré-recessão e recessão, para nenhum dos tipos de variações consideradas, quer para os dividendos, quer para os resultados por ação. A conclusão mantém-se válida quando se comparam todos os eventos que ocorreram em cada um dos subperíodos. Deste modo, podemos concluir que a diferença nas médias das variações dos dividendos entre os dois subperíodos não difere significativamente de zero. No entanto, podemos observar que as médias das variações dos dividendos são menores para ambas as variações nos resultados por ação (Δ EPS<0 e Δ EPS>0) no subperíodo correspondente à recessão económica (2008-2013), podendo isto indicar uma tendência para que as variações nos dividendos distribuídos durante a recessão sejam menores do que aquelas que se verificaram no período pré-recessão, mas não encontramos significância estatística para esta tendência.

No painel B apresentamos as médias das variações dos resultados por ação, considerando os dois subperíodos e os diferentes tipos de variação, quer dos dividendos, quer dos resultados por ação. Podemos observar que as médias das variações dos resultados por ação são consideravelmente mais baixas para o período compreendido entre 2008 e 2013 na maioria dos casos, o que pode ser explicado pela conjuntura de crise que caracteriza esse período. No entanto, também neste caso, os resultados do teste -T não são estatisticamente significativos, indicando que não há diferenças significativas nos valores médios das variações dos resultados por ação entre os dois subperíodos, para nenhum dos tipos de variações dos dividendos e dos resultados por ação considerados. Assim, concluimos que as médias das variações dos resultados por ação não diferem significativamente entre os dois subperíodos.

3.3. Metodologia

Para a definição da metodologia a adotar, que passa por calcular as rendibilidades anormais em torno do dia do anúncio dos dividendos (T_0), bem como pela estimação de modelos de regressão com vista a identificar os fatores que influenciam as rendibilidades anormais, seguimos de perto o estudo de BOZOS et al. (2011), aplicado ao UK.

Começamos por calcular as rendibilidades anormais, tendo por base a equação do modelo de mercado, que reflete uma relação linear entre a rendibilidade do ativo i (R_i) e a rendibilidade de mercado (R_m), no momento t , de acordo com a seguinte expressão:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

As rendibilidades dos diferentes ativos ($R_{i,t}$), assim como a rendibilidade do mercado ($R_{m,t}$), foram calculadas considerando uma janela temporal de 80 dias antes do anúncio dos dividendos ($T_{-90}; T_{-10}$). Os valores de ambas as rendibilidades foram calculados através da fórmula $R_t = \text{LN}(R_{t+1}) - \text{LN}(R_t)$ e, para a rendibilidade do mercado, considerámos como base o índice bolsista PSI-20.

Após o cálculo das rendibilidades mencionadas, ajustámos o modelo de regressão para obter as estimativas dos coeficientes necessários para o cálculo das rendibilidades anormais dos ativos (RA_i). Substituindo $\varepsilon_{i,t}$ pelas rendibilidades anormais diárias dos ativos ($RA_{i,t}$) e rearranjando a equação (1), obtemos a seguinte expressão:

$$RA_{i,t} = R_{i,t} - (\alpha_i + \beta_i R_{m,t}) \quad (2)$$

Com base na equação (2), procedemos ao cálculo de $RA_{i,t}$ para a janela temporal ($T_{-10}; T_{+10}$). De seguida, utilizámos as rendibilidades anormais diárias para calcular as rendibilidades anormais médias diárias (RAM_t) para a janela temporal ($T_{-5}; T_{+5}$), da seguinte forma:

$$RAM_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RA_{i,t} \quad (3)$$

O valor do n corresponde ao número total de eventos da nossa amostra (143).

As rendibilidades anormais diárias também foram utilizadas para o cálculo das rendibilidades anormais acumuladas diárias dos ativos ($RAA_{i,t}$) e das suas médias ($RAAM_t$) para três janelas temporais: ($T_{-1}; T_{+1}$), ($T_{-1}; T_0$) e ($T_0; T_{+1}$), que englobam o período imediatamente antes e depois do anúncio dos dividendos:

$$RAA_{i,t} = \sum_t RA_{i,t} \quad (4)$$

$$RAAM_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RAA_{i,t} \quad (5)$$

No sentido de identificar os fatores que influenciam as rendibilidades anormais observadas em torno do dia de anúncio dos dividendos, procedemos a uma análise de regressão. A variável dependente corresponde às rendibilidades anormais acumuladas (RAA) para uma janela temporal de três dias: o dia do anúncio, e os dias anterior e o dia seguinte ($T_{-1}; T_{+1}$). A escolha desta janela deve-se ao facto de se ter verificado que esta apresentava significância estatística em mais situações, de acordo com o resultado apresentado na Tabela 3 (Painel B). As duas variáveis explicativas principais são a variação dos dividendos e dos resultados por ação, divididas pelo preço das ações dez dias antes do anúncio dos dividendos (P_t), ($\Delta \text{DIV}/P_t$) e ($\Delta \text{EPS}/P_t$), respetivamente. Consideramos igualmente algumas variáveis de controlo, pelo facto destas se terem mostrado relevantes na explicação da PD em estudos anteriores (BERNARD e THOMAS, 1989; BOZOS et al., 2011). Desta forma, vamos usar a rendibilidade absoluta média das ações (AVR) para uma janela temporal de 5 dias ($T_{-5}; T_{-1}$), como *proxy* para o *momentum* do preço das

ações, e o logaritmo do preço das ações no dia do anúncio dos dividendos (LNPRICE), como *proxy* para os custos diretos de transação⁶. O modelo a estimar é expresso do seguinte modo:

$$RAA (T_{-1}; T_{+1}) = \alpha + \beta_1 (\Delta DIV/P_i) + \beta_2 (\Delta EPS/P_i) + \beta_3 AVR (T_{-5}; T_{-1}) + \beta_4 LNPRICE (T_0) + \varepsilon \quad (6)$$

onde RAA corresponde às rendibilidades anormais acumuladas, $(\Delta DIV/P_i)$ e $(\Delta EPS/P_i)$ são as variações dos dividendos e dos resultados por ação, respetivamente, divididas pelo preço das ações dez dias antes do anúncio (P_i), AVR é a rendibilidade absoluta média das ações e LNPRICE é o logaritmo do preço das ações no dia do anúncio.

Dado o período em análise, que cobre anos de estabilidade financeira e anos de recessão, considerámos relevante analisar os efeitos que a crise possa ter tido na distribuição de dividendos por parte das empresas portuguesas, bem como nas reações do mercado às alterações dos dividendos e dos resultados. Para tal, considerámos uma variável *dummy* (RECESS) para a identificação do período de recessão, assumindo esta o valor 1 nos anos de recessão (2008-2013), e 0 nos anos pré-recessão (2006-2007). Adaptámos o modelo de regressão (6) de modo a incorporar a variável RECESS. Neste caso, o modelo de regressão a considerar será a seguinte:

$$RAA (T_{-1}; T_{+1}) = \alpha + \beta_1 (\Delta DIV/P_i) + \beta_2 (\Delta EPS/P_i) + \beta_3 AVR (T_{-5}; T_{-1}) + \beta_4 LNPRICE (T_0) + \beta_5 RECESS + \varepsilon \quad (7)$$

4. RESULTADOS EMPÍRICOS

A Tabela 3 apresenta os valores das RAM (Painel A) e das RAAM (Painel B) calculadas para várias janelas temporais, assim como os resultados do teste-T bilateral (indicados entre parêntesis), para analisar a significância estatística das médias.

Tabela 3: Rendibilidades Anormais Médias e Rendibilidades Anormais Acumuladas Médias

Painel A: Rendibilidades Anormais Médias (RAM)				
Dia (t)	Todos os eventos	$\Delta DIV < 0$	$\Delta DIV = 0$	$\Delta DIV > 0$
T-5	-0,22% (-1,04)	-0,54% (-1,70)	0,06% (0,20)	-0,27% (-0,79)
T-4	0,37% (1,79)	0,56% (0,71)	0,73% (2, 63) **	0,11% (0,46)
T-3	-0,32% (-1,43)	-1,02% (-1,64)	0,08% (0,28)	-0,30% (-0,94)
T-2	0,44% (1,76)	1,29% (1,33)	-0,13% (-0,56)	0,46% (1,48)
T-1	0,30% (1,95)	0,04% (0,10)	0,22% (0,90)	0,42% (1,93)
T0	-0,09% (-0,53)	0,05% (0,09)	-0,18% (-0,80)	-0,09% (-0,37)
T+1	0,46% (2, 25) **	0,56% (1,34)	0,24% (0,76)	0,55% (1,74)

⁶As variáveis relativas aos volumes de transação e à estrutura acionista das empresas não foram consideradas, devido à falta de informação disponível relativa ao mercado português.

T+2	0,13% (0,53)	-0,20% (-0,44)	-0,07% (-0,19)	0,35% (0,89)
T+3	0,29% (1,40)	1,18% (2, 29) **	-0,07% (-0,25)	0,19% (0,64)
T+4	-0,10% (-0,65)	-0,34% (-0,67)	-0,08% (-0,34)	-0,04% (-0,19)
T+5	0,23% (0,78)	0,73% (0,91)	-0,27% (-0,52)	0,33% (0,85)
Painel B: Rendibilidades Anormais Acumuladas Médias (RAAM)				
Janela Temporal	Todos os eventos	$\Delta DIV < 0$	$\Delta DIV = 0$	$\Delta DIV > 0$
T-1; T+1	0,67% (2, 36) **	0,64% (0,97)	0,29% (0,65)	0,88% (2, 09) **
T-1; T0	0,21% (0,87)	0,08% (0,13)	0,04% (0,12)	0,33% (1,01)
T0; T+1	0,37% (1,51)	0,61% (0,90)	0,07% (0,19)	0,46% (1,28)

** : Significativamente diferente de zero ao nível de 1%.

O Painei A apresenta as RAM_t para a janela temporal (T_{-5} ; T_{+5}). Na primeira coluna encontram-se os resultados correspondentes à totalidade dos 143 eventos considerados na nossa amostra, na segunda coluna os eventos correspondentes a uma variação negativa dos dividendos e na terceira e quarta os eventos correspondentes às variações nulas e positivas dos dividendos, respetivamente. Nos dias anteriores ao anúncio dos dividendos (T_{-5} ; T_{-1}), os valores encontrados, na sua maioria, não diferem muito de zero, com a exceção do quarto dia antes do anúncio (T_{-4}), em que a rendibilidade anormal média difere significativamente de zero para as variações nulas nos dividendos. No dia do anúncio (T_0), a RAM para o conjunto global de eventos é de -0,09%, não sendo, contudo, estatisticamente significativa. Dado que a RAM no dia do anúncio não é estatisticamente significativa, tanto no que diz respeito ao aumento como à diminuição dos dividendos, não encontramos evidência capaz de suportar a hipótese de que existe uma relação positiva entre a variação dos dividendos e a reação do mercado (H_1). Esta evidência pode dever-se ao facto do mercado português não reagir de imediato aos anúncios de distribuição de dividendos, o que sugere que o mercado não é eficiente, no sentido em que não reage de imediato à informação recebida. Adicionalmente, os resultados sugerem que o mercado pode reagir de forma adversa ao anúncio da variação dos dividendos, indo ao encontro de resultados obtidos anteriormente, como sejam os casos dos estudos de ASQUITH e MULLINS (1983) e VIEIRA e RAPOSO (2007).

O facto de termos obtido poucos valores com significância estatística pode estar associado a uma reduzida assimetria de informação no mercado português, visto que em Portugal o capital é bastante concentrado, isto é, a maioria dos grandes acionistas está de alguma forma envolvida na empresa, pelo que poderão ter conhecimento da PD adotada pela empresa, mesmo antes de esta ser transmitida ao mercado. Deste modo, faz algum sentido que os anúncios das variações dos dividendos e dos resultados não provoquem reações significativas no mercado, ao contrário do que acontece em mercados de capitais mais desenvolvidos, como o UK e os EUA.

O Painei B apresenta as RAAM para três janelas temporais diferentes: (T_{-1} ; T_{+1}), (T_{-1} ; T_0) e (T_0 ; T_{+1}). As RAAM para o conjunto global dos eventos são positivas e variam entre 0,21% e 0,67%,

o que vai ao encontro da evidência de BOZOS et al. (2011). No entanto, apenas a RAAM calculada para a primeira janela temporal (T_{-1} ; T_{+1}) apresenta valores estatisticamente significativos, para um nível de significância de 1%. A única RAAM que difere significativamente de zero é a que corresponde a uma variação positiva nos dividendos, novamente para a primeira janela temporal de três dias. É devido a esse facto que vai ser a janela temporal escolhida para a variável dependente a usar no modelo de regressão linear.

Ao contrário do que aconteceu em estudos anteriores realizados em mercados mais desenvolvidos, todas as rendibilidades anormais acumuladas médias são positivas, no entanto nas janelas temporais mais curtas, as RAAM associadas às variações nulas nos dividendos aproximam-se de zero e mesmo as RAAM associadas às variações negativas nos dividendos não diferem significativamente de zero, o que é consistente com estudos anteriores (e.g., BOZOS et al., 2011). As reações do mercado às variações positivas nos dividendos aparentam ser mais pronunciadas do que as reações às variações negativas quando analisamos a janela temporal mais longa, uma vez que o único caso em que se obtém um valor estatisticamente significativo da RAAM é para o caso em que houve variações positivas nos dividendos. Isto contraria a evidência de uma reação assimétrica à variação dos dividendos, segundo a qual o mercado reage de forma mais pronunciada às diminuições dos dividendos, do que aos aumentos (LANG e LITZENBERGER, 1989; ASQUITH e MULLINS, 1983; LIU et al., 2008).

Visto que o nosso estudo tem como foco avaliar a influência da crise financeira no conteúdo informativo dos dividendos, vamos analisar a variação do comportamento das rendibilidades anormais consoante as variações dos resultados por ação das empresas, bem como consoante o período em análise, isto é, antes e durante a recessão económica.

A Tabela 4 apresenta as médias das rendibilidades anormais acumuladas (RAA) para uma janela temporal de três dias (T_{-1} ; T_{+1}) para cada um dos tipos de variações dos dividendos, assim como os resultados do teste-T (entre parênteses).

Tabela 4: Rendibilidades Anormais Acumuladas Médias

Painel A: Rendibilidades Anormais Acumuladas Médias (RAAM) por Resultado e por Dividendo				
	Todas as ΔDIV	ΔDIV<0	ΔDIV=0	ΔDIV>0
ΔEPS>0	0,71% (2,07)**	-0,93% -0,89	0,02% 0,04	1,25% (2,83)**
ΔEPS<0	0,62% (1,35)	1,38% (1,74)	0,52% (0,77)	0,25% (0,30)
DIF.	0,09% (-0,15)	-2,32% (1,76)	-0,49% (0,57)	1,00% (-1,05)
Painel B: Rendibilidades Anormais Acumuladas Médias (RAAM) por Período e por Dividendo				
	Todas as ΔDIV	ΔDIV<0	ΔDIV=0	ΔDIV>0
RECESS=0	2,14% (2,19)**	1,64% (1,21)	2,81% (1,31)	2,00% (1,45)
RECESS=1	0,41% (1,47)	0,51% (0,69)	-0,06% (-0,17)	0,65% (1,54)
DIF.	1,73% (1,70)	1,13% (0,73)	2,88% (1,32)	1,35% (0,94)

** : Significativamente diferente de zero para um nível de 1%

No painel A, as médias encontram-se divididas pelos dois tipos de variações dos resultados por ação, que representam o desempenho das empresas. Podemos observar que, considerando as variações globais nos dividendos, as rendibilidades anormais acumuladas médias são mais elevadas para os aumentos dos resultados, obtendo-se neste caso um valor significativamente diferente de zero, o que vai ao encontro dos resultados de BOZOS et al. (2011). Também a RAAM associada a variações positivas dos dividendos quando os resultados por ação também aumentam difere significativamente de zero, o que vai ao encontro dos resultados de KANE et al. (1984) e EASTON (1991), sugerindo um reforço do conteúdo informativo dos aumentos dos dividendos, quando acompanhados de variações no resultado no mesmo sentido, o que vem suportar a hipótese de que a reação do mercado é mais pronunciada quando as variações dos dividendos e dos resultados por ação ocorrem na mesma direção (H_2), embora para as variações positivas apenas. De facto, BOZOS et al. (2011), encontrou evidência de que as RAAM aparentam ser mais pronunciadas quando os resultados e os dividendos variam na mesma direção. Contudo, e apesar das diferenças entre as médias serem mais pronunciadas para as variações negativas e positivas dos dividendos, do que para os dividendos constantes, as diferenças entre as médias da variação dos dividendos considerando o tipo de variações dos resultados não são estatisticamente significativas em nenhum dos casos.

No painel B as médias encontram-se divididas por subperíodo, pré-recessão e recessão. Observamos que as rendibilidades anormais acumuladas são, em média, mais pronunciadas no período anterior à recessão, o que contraria os resultados encontrados por BOZOS et al. (2011), sendo que o único valor que difere significativamente de zero é o correspondente a todo o tipo de variações dos dividendos no período anterior à recessão. Este resultado sugere que a reação do mercado português aos anúncios da variação dos dividendos, ou seja, a hipótese do conteúdo informativo, passou a ser menos pronunciada quando entrámos num período de recessão. Contudo, em termos médios, a diferença das rendibilidades anormais acumuladas médias entre ambas as situações (pré-recessão e recessão) não difere significativamente de zero em nenhuma das situações consideradas. A Tabela 5 apresenta a matriz de correlações entre as variáveis consideradas nos nossos modelos de regressão (Painel A), assim como as estatísticas descritivas de cada uma delas (Painel B)

Tabela 5: Variáveis explicativas e de controlo

	RAA (T-1; t+1)	$\Delta DIV/P_i$	$\Delta EPS/P_i$	AVR	LNPRICE	RECESS
Painel A: Matriz de Correlação das Variáveis						
RAA (T-1; t+1)	1,00					
$\Delta DIV/P_i$	0,06	1,00				
$\Delta EPS/P_i$	0,03	0,36**	1,00			
AVR	0,30**	-0,11	0,10	1,00		
LNPRICE	0,05	-0,12	-0,06	0,02	1,00	
RECESS	-0,18*	-0,06	0,05	-0,10	-0,20*	1,00
Painel B: Estatísticas Descritivas das Variáveis						
Média	0,007	0,006	0,009	0,001	1,049	0,853
Desvio-Padrão	0,034	0,046	0,270	0,0103	0,902	0,355
Mediana	0,002	0,001	0,001	0,000	1,089	1,000
Mínimo	-0,112	-0,232	-1,430	-0,037	-1,204	0,000
Máximo	0,118	0,311	1,639	0,051	2,805	1,000
N	143					

*, **: Significativamente diferente de zero para um nível de 5% e 1%, respetivamente.

Da análise do painel A, verificamos que os coeficientes de correlação mais elevados se observam na relação entre as variáveis RAA e AVR, isto é, há uma correlação positiva e significativa entre as rendibilidades anormais acumuladas nos três dias em torno do anúncio e a rendibilidade absoluta média das ações; e entre as variáveis $\Delta\text{DIV}/P_i$ e $\Delta\text{EPS}/P_i$, traduzindo a existência de uma correlação positiva e significativa entre as variações dos dividendos e dos resultados por ação, indicando que variações positivas dos dividendos são tendencialmente acompanhadas por variações positivas dos resultados, em termos médios. Importa salientar ainda uma correlação negativa e significativa entre o logaritmo do preço das ações e a variável indicadora do período de recessão, traduzindo uma tendência para se registarem, em termos médios, preços das ações mais baixos no período de recessão.

Quanto aos valores das estatísticas descritivas (painel B), podemos observar que a média das RAA, nos três dias em torno do anúncio, é de 0,007, e que esta variável apresenta uma mediana de 0,002 e um desvio-padrão de 0,034. A variação do *dividend yield* ($\Delta\text{DIV}/P_i$) tem uma média de 0,006, uma mediana de 0,001 e um desvio-padrão de 0,046. Na nossa amostra, esta variável atinge um valor mínimo de -0,232 e um máximo de 0,311. Para a variável $\Delta\text{EPS}/P_i$, a média é de 0,009 e a mediana é de 0,001, uma diferença considerável que indica que os valores mais baixos da $\Delta\text{EPS}/P_i$ são mais frequentes, embora se registem alguns valores mais elevados, estes ocorrem com menor frequência. O valor do desvio-padrão é de 0,270, o que sugere uma enorme variabilidade dos valores de $\Delta\text{EPS}/P_i$ em relação à média. Esta grande dispersão é também visível na diferença registada entre o valor mínimo e o máximo. O valor mínimo que esta variável assume é de -1,430, e o máximo é de 1,639. A média da variável correspondente às rendibilidades absolutas médias das ações para um período de 5 dias antes do anúncio dos dividendos (AVR) é de 0,001 muito próxima de zero, o que não é surpreendente e vai ao encontro dos resultados de BOZOS et al. (2011). Quanto ao logaritmo do preço das ações no dia do anúncio dos dividendos (LNPRICE), tem uma média de 1,049 que não difere muito da mediana de 1,089, mas apresenta um desvio-padrão considerável de 0,902, apontando para a existência de uma grande variabilidade dos valores do logaritmo do preço das ações em relação à sua média, ou seja, observou-se uma grande variabilidade nos valores registados para os preços das ações.

A Tabela 6 apresenta os resultados dos quatro modelos de regressão que foram estimados, com o objetivo de testar as três hipóteses estabelecidas para o nosso estudo. No primeiro modelo usamos apenas as variações dos dividendos e dos resultados como variáveis explicativas para testarmos a reação do mercado, no sentido de verificar a Hipótese 1. No modelo 2 introduzimos as variáveis de controlo já mencionadas (equação 6). No terceiro modelo acrescentamos o fator crise, através da inclusão no modelo da variável *dummy*, RECESS, para analisar os efeitos da recessão sobre as rendibilidades anormais. Posteriormente, procede-se ao ajustamento do modelo de regressão definido pela equação 8, para os dois subperíodos relativos à recessão (Painel B), para validar a Hipótese 3 e avaliar se a reação do mercado às variações dos dividendos é mais pronunciada em períodos de crise financeira. Finalmente, no modelo 4, avaliamos a Hipótese 2, através da introdução de uma variável de interação entre os dividendos e os resultados. Apresentamos também, entre parênteses, os resultados dos testes-T para apurar a significância estatística das variáveis explicativas, assim como do teste-F, para testar a significância estatística global de cada um dos modelos e os valores do R² ajustado⁷

⁷Utilizamos os valores do R² ajustado porque o R² pode ser indevidamente incrementado por regressores que não são significativos.

Tabela 6: Coeficientes estimados através das regressões dos mínimos quadrados das rendibilidades anormais

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	0,0064 (0, 0273) **	0,0032 (0,7451)	0,0158 (1,8445)	0,0027 (0,6289)
ΔDIV/P_i	0,0453 (0,4999)	0,0895 (1,3743)	0,0762 (1,1696)	0,0928 (1,4199)
ΔEPS/P_i	0,0010 (0,9271)	-0,0054 (-0,4916)	-0,0038 (-0,3471)	-0,0035 (-0,3128)
AVR		1,0364 (3, 8563) **	0,9829 (3, 6568) **	1,0150 (3,7523) **
LNPRICE		0,0020 (0,6541)	0,0009 (0,2918)	0,0021 (0,6919)
RECESS			-0,0133 (-1,6947)	
(ΔDIV/P_i) x (ΔEPS/P_i)				0,0714 (0,7829)
R² Ajustado	-1,00%	7,81%	9,04%	7,55%
F	0,2936	4,0054**	3,8222**	3,3180**

** : Significativamente diferente de zero para um nível de 1%.

O Modelo 1 considera como variáveis explicativas a Δ DIV/ P_i a Δ EPS/ P_i , no sentido de testar a capacidade explicativa dos dividendos e dos resultados em relação às rendibilidades anormais, respetivamente. Este modelo não tem significado do ponto de vista estatístico, uma vez que se conclui que os coeficientes das variáveis explicativas consideradas não diferem significativamente de zero, logo as variáveis explicativas consideradas não são significativas para explicar as variabilidades anormais. De facto, neste modelo, só o termo constante difere significativamente de zero, pelo que este modelo não explica as variabilidades das rendibilidades anormais acumuladas.

No Modelo 2 incluímos duas variáveis de controlo face ao primeiro modelo, AVR e LNPRICE. O valor do R² ajustado é de 7,81%, o que representa uma melhoria considerável da capacidade explicativa do modelo em relação ao anterior, devido à introdução da variável AVR. No entanto, o ajustamento do modelo é fraco, visto que as quatro variáveis explicativas só conseguem explicar 7,81% da variação das rendibilidades anormais acumuladas, em termos médios. O valor de F é de 4,0054 e o modelo é estatisticamente significativo para um nível de 1%. A única variável de controlo estatisticamente significativa é a rendibilidade absoluta média das ações (AVR), com um nível de significância de 1%, o que traduz que AVR influencia positiva e significativamente a variável dependente. Podemos afirmar que um aumento unitário na rendibilidade absoluta média das ações, mantendo inalterados os valores das restantes variáveis, provoca um aumento de 1,04 nas rendibilidades anormais acumuladas, em termos médios. Este facto pode significar que o mercado português reage mais à evolução do preço das ações antes do anúncio dos dividendos do que ao anúncio em si.

No Modelo 3 introduzimos o fator crise através da variável *dummy* (RECESS), a qual não apresenta significância estatística para o modelo. O R² ajustado é de 9,04%, isto é, as variáveis explicativas inseridas neste modelo só conseguem explicar 9,04% da variação das rendibilidades anormais acumuladas, em termos médios. Este resultado é superior ao dos modelos anteriores,

mas ainda representa um fraco ajustamento do modelo. O valor de F é de 3,8222, inferior ao modelo anterior, mas com significância estatística para um nível de 1%. À semelhança do modelo anterior, a única variável com significância estatística continua a ser AVR. Podemos afirmar, com base neste modelo, que um aumento unitário na rentabilidade absoluta média das ações, mantendo inalterados os valores das restantes variáveis, provoca um aumento de 0,9829 nas rentabilidades anormais acumuladas, em termos médios. Embora o coeficiente associado à variável RECESS seja negativo, o que vai ao encontro das expectativas, visto que reflete uma diminuição nas rentabilidades anormais acumuladas durante o período de recessão, este não é estatisticamente significativo.

Finalmente, no Modelo 4 consideramos uma variável de interação entre os dividendos e os resultados, introduzindo a variável de interação $(\Delta DIV/P_i) \times (\Delta EPS/P_i)$ e retirando a variável correspondente à recessão (RECESS). Apesar de não apresentar significância estatística, o coeficiente estimado para esta variável de interação é positivo, o que vai ao encontro das nossas expectativas, visto que indica que as rentabilidades anormais acumuladas tendem a aumentar quando as variações dos dividendos e dos resultados variam na mesma direção, reforçando os resultados obtidos na Tabela 4 (Painel A) e dando suporte à evidência de Bozos et al. (2011). O R^2 ajustado apresenta um valor de 7,55%, indicando que com este modelo as variáveis explicativas só conseguem explicar 7,55% da variação das rentabilidades anormais acumuladas, em termos médios, o que representa uma redução da capacidade explicativa em relação aos dois modelos anteriores. O teste F tem um valor de 3,3180, e o modelo é estatisticamente significativo a um nível de significância de 1%. Mais uma vez, a única variável com significância estatística é AVR, com um coeficiente de 1,0150, o qual nos permite concluir que um aumento unitário na rentabilidade absoluta média das ações, mantendo inalterados os valores das restantes variáveis, provoca um aumento de 1,0150 nas rentabilidades anormais acumuladas, em termos médios.

A fim de testarmos a robustez dos resultados obtidos, e de acordo com os procedimentos adotados por BOZOS et al. (2011), vamos dividir a amostra através de diferentes estratificações e voltar a testar as hipóteses já mencionadas, usando o modelo de regressão linear que se segue:

$$RAA (T_{-1}; T_{+1}) = \alpha + \beta_1 (\Delta DIV/P_i) + \beta_2 (\Delta EPS/P_i) + \gamma CVC + \varepsilon \quad (8)$$

em que CVC (A), utilizado na primeira estratificação, corresponde ao primeiro conjunto de variáveis de controlo, composto pelas rentabilidades absolutas médias das ações (AVR) e LNPRICE e CVC (B), utilizado na segunda estratificação, é composto por ACR, LNPRICE e a variável de interação entre os dividendos e os resultados $[(\Delta DIV/P_i) \times (\Delta EPS/P_i)]$.

A Tabela 7 apresenta os coeficientes padronizados resultantes do modelo de regressão (8) para variações positivas e negativas dos resultados (painel A) e para os dois subperíodos da amostra (Painel B).

Tabela 7: Coeficientes Padronizados Estimados através das Regressões dos Mínimos Quadrados das Rendibilidades Anormais

Painel A: Estratificação Simples por Performance dos Resultados		
	$\Delta EPS < 0$	$\Delta EPS > 0$
$\Delta DIV/P_i$	0,058 (0,408)	0,190 (1,632)
$\Delta EPS/P_i$	-0,024 (-0,176)	0,028 (0,227)
Conjunto das Variáveis de Controlo	CVC (A)	CVC (A)
N	68	75
R ² Ajustado	5,5%	7,1%
F	1,975	2,417
Painel B: Estratificação Simples por Período		
	RECESS=0	RECESS=1
$\Delta DIV/P_i$	0,164 (0,780)	0,068 (0,670)
$\Delta EPS/P_i$	0,079 (0,345)	-0,016 (-0,153)
Conjunto das Variáveis de Controlo	CVC (B)	CVC (B)
N	21	122
R ² Ajustado	17,8%	2,7%
F	1,869	1,667

Os Betas padronizados permitem-nos fazer uma comparação direta entre as magnitudes de cada efeito considerado. Quanto à estratificação representada no Painel A, podemos observar que os coeficientes da variável $\Delta DIV/P_i$ são mais elevados do que os da variável $\Delta EPS/P_i$, sendo que a diferença entre os dois é mais pronunciada na amostra correspondente a variações positivas dos resultados, o que reflete uma maior importância do conteúdo informativo dos dividendos relativamente ao dos resultados, apesar de não ter sido encontrada qualquer significância estatística para fundamentar esta conclusão. Este resultado não suporta a hipótese de que a reação do mercado às variações dos dividendos é mais pronunciada em períodos de crise financeira (H_3) e o pressuposto de que o conteúdo informativo dos dividendos tem mais impacto quando as empresas enfrentam períodos de fraco desempenho económico (BOZOS et al., 2011).

A estratificação apresentada no Painel B corresponde à distinção entre o período anterior à recessão (RECESS=0) e durante a recessão (RECESS=1). Mais uma vez, constatamos que os coeficientes relativos às variações dos dividendos são maiores do que os relativos às variações dos resultados. Para o período da amostra correspondente à recessão, o impacto das variações dos dividendos é menor do que o verificado antes da recessão, o que confirma os resultados obtidos no Painel A, de que o conteúdo informativo dos dividendos tem um menor impacto quando as empresas se encontram em situação de crise financeira, mais uma vez não suportando a Hipótese 3 e os resultados de BOZOS et al. (2011). No entanto, também para esta estratificação, não foi encontrada qualquer significância estatística.

5. CONCLUSÕES

Neste estudo propusemo-nos testar a teoria de sinalização dos dividendos no mercado português, dando particular atenção ao impacto da crise financeira nas reações do mercado, bem como às variações dos dividendos distribuídos e aos resultados das empresas. Para tal, recorremos a uma amostra composta pelas empresas não financeiras com títulos cotados na *Euronext Lisbon*, que tivessem anunciado a distribuição de dividendos no período compreendido entre 2006 e 2013.

Encontramos poucos resultados estatisticamente significativos, facto que pode ser explicado pela tipologia estrutural do mercado português, nomeadamente no que respeita à concentração de capital das empresas portuguesas e à assimetria de informação. Teoricamente, os mercados reagem aos anúncios de variações dos dividendos devido ao conteúdo informativo presente nesses anúncios, no entanto isto não se verifica no mercado português. Este tem um mercado de capitais de reduzida dimensão, pouco desenvolvido, e com uma grande concentração de capital, isto é, o capital das empresas está altamente concentrado em poucos acionistas que, normalmente, estão envolvidos na empresa de alguma forma, logo já estão conscientes da política de distribuição de dividendos antes de esta ser anunciada. Assim, a assimetria de informação, que funciona como base para a teoria da sinalização dos dividendos, é muito reduzida, o que faz com que o mercado não reaja do mesmo modo que os mercados de capitais mais desenvolvidos, como o UK e os EUA.

Após a aplicação da metodologia descrita, observámos que nos dias em torno do anúncio dos dividendos, as rendibilidades anormais médias não correspondem ao esperado, pelo que os resultados não permitem validar a Hipótese 1, por não termos confirmado a existência de uma relação estatisticamente significativa entre as variações dos dividendos e a reação do mercado. Assim, não encontramos evidência capaz de suportar a teoria da sinalização dos dividendos para o mercado português, tal como VIEIRA e RAPOSO (2007).

A falta de evidência de suporte para a teoria da sinalização dos dividendos vai ao encontro de vários estudos, nomeadamente os de LANG e LITZENBERGER (1989), BENARTZI et al. (1997), CONROY et al. (2000), CHEN et al. (2002), BENARTZI, GRULLON, MICHAELY e THALER (2005), MICHAELY e ROBERTS (2007), ALI et al. (2017) e PANDEY (2017), entre outros. Contudo, contraria os resultados de outros estudos que encontraram suporte para esta teoria, como sejam os de PETTIT (1972), ASQUITH e MULLINS (1983), AHARONY et al. (1988), DEANGELO e DEANGELO (1990), EDDY e SEIFERT (1992), LONIE et al. (1996), NITTA (2006), YILMAZ e SELCUK (2010), BOZOS et al. (2011) e ANWAR et al. (2017). Pode verificar-se que os resultados referentes à evidência da teoria da sinalização dos dividendos não são consensuais.

Observámos que as rendibilidades anormais acumuladas médias são mais elevadas quando ocorrem variações positivas dos resultados por ação (conclusão suportada por significância estatística, Tabela 4, Painel A) e, mais importante ainda, que estas são significativamente mais pronunciadas quando a variação dos dividendos e dos resultados ocorre na mesma direção, confirmando a Hipótese 2 do nosso estudo e dando suporte às conclusões de estudos anteriores como os de KANE et al. (1984), EASTON (1991) e CHEN et al. (2002).

Ao analisarmos as rendibilidades anormais acumuladas médias por subperíodo, isto é, antes e durante a recessão, observámos que, ao contrário das nossas expectativas e dos resultados de BOZOS et al. (2011), as respetivas rendibilidades anormais são mais pronunciadas no período de pré-recessão e menores durante a recessão. Consequentemente, concluímos que no mercado português, as variações dos dividendos tendem a ser menos importantes durante períodos de

crise financeira, ao contrário do sugerido por estudos anteriores como DEANGELO et al. (1992), BAKER e WUGLER (2004), EISDORFER (2007), FULLER e GOLDSTEIN (2011) e BROWN, CHRISTENSEN, ELLIOTT e MERGENTHALER (2012). Esta conclusão pode estar associada a um receio por parte dos participantes no mercado português de reagir de maneira mais pronunciada num período de incerteza financeira.

Quanto aos modelos de regressão linear considerados neste estudo, a principal conclusão a retirar é que, apesar de ter sido introduzida como variável de controlo, a única variável que apresenta significância estatística é a variável correspondente à rentabilidade absoluta média das ações (AVR), o que indica que o mercado português reage mais à evolução das cotações das ações num passado recente do que aos anúncios dos dividendos, isto é, os investidores portugueses reagem mais à evolução dos preços das ações antes do anúncio dos dividendos do que ao anúncio em si. Apesar de não termos encontrado significância estatística, os resultados relativos às rentabilidades anormais acumuladas parecem indicar que as reações do mercado às variações positivas dos dividendos são mais pronunciadas do que às variações negativas dos dividendos, o que é, de certo modo inesperado, e contraria a evidência de reação assimétrica às variações dos dividendos, que diz que o mercado reage de forma mais pronunciada às variações negativas dos dividendos (LANG e LITZENBERGER, 1989; ASQUITH e MULLINS, 1983; LIU et al., 2008; BOZOS et al., 2011).

Consideramos que este estudo é relevante, dada a escassez de trabalhos empíricos levados a cabo no contexto português, bem como pela sua contribuição para identificar alguns efeitos da crise financeira na distribuição dos dividendos e no seu conteúdo informativo, permitindo ainda avaliar as reações do mercado português aos respetivos anúncios.

Como trabalho futuro seria interessante aprofundar este estudo com a introdução do fator relativo aos volumes de transação, que não foi possível considerar devido à falta de dados disponíveis para a nossa amostra, bem como considerar o efeito do sentimento do investidor na reação do mercado ao anúncio dos dividendos.

BIBLIOGRAFIA

- AHARONY, J.; FALK, H.; SWARY, I. Information content of dividend increases: the case of regulated utilities. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 15, n.º 3, p. 401-414, 1988.
- ALI, I; MUHAMMAD, N.; GOHAR, A. Do Firms Use Dividend Changes to Signal Future Earnings? An Investigation Based on Market Rationality. *International Journal of Economics and Finance*, v. 9, n.º 4, Publicado on-line, 2017.
- ALMEIDA, L. A. G.; TAVARES, F. O.; PEREIRA, E. T. Determinants of Dividend Policy in Portugal. *Revista Universo Contábil*, v. 10, n.º 4, p. 162-181, 2014.
- ANWAR, S.; SINGH, S.; JAIN, P. Impact of Cash Dividend Announcements: Evidence from the Indian Manufacturing Companies. *Journal of Emerging Market Finance*, v. 16, n.º 1, p. 29-60, 2017.
- ASQUITH, O.; MULLINS, D. The Impact of Initiating Dividend Payments on Shareholders' Wealth. *Journal of Business*, v. 56, n.º 1, p. 77-96, 1983.
- BAKER, M.; WURGLER, J. A catering theory of dividends. *The Journal of Finance*, v. 59, n.º 3, p. 1125-1165, 2004.
- BENARTZI, S.; MICHAELY, R. O. N.; THALER, R. Do Changes in Dividends Signal the Future or the Past? *Journal of Finance*, v. 52, n.º 3, p. 1007-1034, 1997.
- BENARTZI, S.; GRULLON, G.; MICHAELY, R.; THALER, R. Dividend Changes do not Signal Changes in Future Profitability. *Journal of Business*, v. 78, n.º 5, p. 1659-1682, 2005.
- BENZINHO, J. The dividend policy of the Portuguese corporations: evidence from Euronext Lisbon, Working Paper n.º 1137. Coimbra, 2004.
- BERNARD, V. L.; THOMAS, J. K. Post-Earnings-Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium? *Journal of Accounting Research*, v. 27, n.º 3, p. 1-36, 1989.
- BHATTACHARYA, S. Imperfect Information, Dividend Policy, and "the Bird in the Hand" Fallacy. *The Bell Journal of Economics*, v. 10, n.º 1, p. 259-270, 1979.
- BORGES, M. R. The Ex-Dividend Day Stock Price Behavior: The Case of Portugal. *Atlantic Economic Journal*, v. 36, n.º 1, p. 15-30, 2008.
- BOZOS, K.; NIKOLOPOULOS, K.; RAMGANDHI, G. Dividend signaling under economic adversity: Evidence from the London Stock Exchange. *International Review of Financial Analysis*, v. 20, n.º 5, p. 364-374, 2011.
- BRAV, A.; GRAHAM, J. R.; HARVEY, C. R.; MICHAELY, R. Managerial Response to the May 2003 Dividend Tax Cut. *Financial Management*, v. 37, n.º 4, p. 611-624, 2008.
- BRENNAN, M. Taxes, Market Valuation and Financial Policy. *National Tax Journal*, v. 23, n.º 4, p. 417-429, 1970.
- BRICKLEY, J. A. Shareholder wealth, information signaling and the specially designated dividend. *Journal of Financial Economics*, v. 12, n.º 2, p. 187-209, 1983.
- BROWN, N. C.; CHRISTENSEN, T. E.; ELLIOTT, W. B.; MERGENTHALER, R. D. Investor Sentiment and Pro Forma Earnings Disclosures. *Journal of Accounting Research*, v. 50, n.º 1, p. 1-40, 2012.

- CHEN, G.; FIRTH, M.; GAO, N. The Information Content of Concurrently Announced Earnings, Cash Dividends, and Stock Dividends: An Investigation of the Chinese Stock Market. *Journal of International Financial Management & Accounting*, v. 13, n.º 2, p. 101–124, 2002.
- CHRISTIE, W. Are dividend omissions truly the cruelest cut of all? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 29, n.º 3, p. 459-480, 1994.
- CONROY, R. M.; EADES, K. M.; HARRIS, R. S. A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan. *The Journal of Finance*, v. 55, n.º 3, p. 1199-1227, 2000.
- DEANGELO, H.; DEANGELO, L. Dividend policy and financial distress: An empirical investigation of troubled NYSE firms. *The Journal of Finance*, v. 45, n.º 5, p. 1415-1432, 1990.
- DEANGELO, H.; DEANGELO, L.; SKINNER, D. Dividends and losses. *The Journal of Finance*, v. 47, n.º 5, p. 1837-1864, 1992.
- DEANGELO, H.; DEANGELO, L.; SKINNER, D. Reversal of fortune dividend signaling and the disappearance of sustained earnings growth. *Journal of Financial Economics*, v. 40, n.º 3, p. 341-371, 1996.
- DEANGELO, H.; DEANGELO, L.; SKINNER, D. J. Special dividends and the evolution of dividend signaling. *Journal of Financial Economics*, v. 57, p. 309-354, 2000.
- EASTERBROOK, F. Two agency-cost explanations of dividends. *The American Economic Review*, v. 74, n.º 4, p. 650-659, 1984.
- EASTON, S. Earnings and dividends: is there an interaction effect? *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 18, n.º 2, p. 255-267, 1991.
- EDDY, A.; SEIFERT, B. Stock price reactions to dividend and earnings announcements: Contemporaneous versus noncontemporaneous announcements. *Journal of Financial Research*, v. 15, n.º 3, p. 207-218, 1992.
- EISDORFER, A. The Importance of Cash-Flow News for financially distressed firms. *Financial Management*, v. 36, n.º 3, p. 33-48, 2007.
- ELTON, E. J.; GRUBER, M. J. Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect. *Review of Economics and Statistics*, v. 52, n.º 1, p. 68-75, 1970.
- FARRAR, D.; SELWYN, L. Taxes, Corporate Financial Policy and Return to Investors. *National Tax Journal*, v. 20, n.º 4, p. 443-454, 1967.
- FULLER, K.; GOLDSTEIN, M. Do dividends matter more in declining markets? *Journal of Corporate Finance*, v. 17 n.º 3, p. 457-473, 2011.
- JENSEN, M. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, v. 76, n.º 2, p. 323-329, 1986.
- JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics*, v. 3, p. 305-360, 1976.
- JOHN, K.; LANG, L. Insider trading around dividend announcements: theory and evidence. *The Journal of Finance*, v. 46, n.º 4, p. 1361-1390, 1991.
- JOHN, K.; WILLIAMS, J. Dividends, Dilution, and Taxes : A Signalling Equilibrium. *Journal of Finance*, v. 40, n.º 4, p. 1053–1071, 1985.

- KANE, A.; LEE, Y.; MARCUS, A. Earnings and dividend announcements: is there a corroboration effect? *The Journal of Finance*, v. 39, n.º 4, p. 1091-1099, 1984.
- KARPAVIČIUS, S. Dividends: Relevance, rigidity, and signaling. *Journal of Corporate Finance*, v. 25, p. 289-312, 2014.
- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A.; VISHNY, R. Agency problems and dividend policies around the world. *Journal of Finance*, v. 55, n.º 1, p. 1-33, 2000.
- LANG, L. H. P.; LITZENBERGER, R. H. Dividend Announcements: Cash Flow Signaling versus Free Cash Flow Hypothesis. *Journal of Financial Economics*, v. 24, n.º 1, p. 181-191, 1989.
- LINTNER, J. (). Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes. *The American Economic Review*, v. 46, n.º 2, p. 97-113, 1956.
- LIU, C.; CHEN, A. S. Do firms use dividend changes to signal future profitability? A simultaneous equation analysis. *International Review of Financial Analysis*, v. 37, p. 194-207, 2015.
- LIU, Y.; SZEWCZYK, S.; ZANTOUT, Z. Underreaction to dividend reductions and omissions? *The Journal of Finance*, v. 63, n.º 2, p. 987-1020, 2008.
- LITZENBERGER, R. H.; RAMASWAMY, K. The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices. *Journal of Financial Economics*, v. 7, n.º 2, p. 163-195, 1979.
- LONIE, A. A.; ABEYRATNA, G.; POWER, D. M.; SINCLAIR, C. D. The stock market reaction to dividend announcements: a UK study of complex market signals. *Journal of Economic Studies*, v. 23, n.º 1, p. 32-52, 1996.
- MICHAELY, R.; ROBERTS, M. Corporate Dividend Policies: Lessons from Private Firms. Working Paper, Cornell University, 2007.
- MILLER, M. H.; MODIGLIANI, F. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *Journal of Business*, v. 34, n.º 4, p. 411-433, 1961.
- MILLER, M. H.; MODIGLIANI, F. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *American Economic Review*, v. 53, n.º 3, p. 433-443, 1963.
- MILLER, M.; ROCK, K. Dividend policy under asymmetric information. *The Journal of Finance*, v. 40, n.º 4, p. 1031-1052, 1985.
- NGUYEN, X.; TRAN, Q. Dividend Smoothing and Signaling Under the Impact of the Global Financial Crisis: A Comparison of US and Southeast Asian Markets. *International Journal of Economics and Finance*, v. 8, n.º 11, Publicado on-line, 2016.
- NITTA, K. Does Dividend Policy Enhance Shareholder Value? Financial Research Group-NLI Research, p. 1-7, 2006.
- NISSIM, D.; ZIV, A. Dividend Changes and Future Profitability, *The Journal of Finance*, v. 56, n.º 6, p. 2111-2133, 2001.
- OFER, A.; THAKOR, A. A theory of stock price responses to alternative corporate cash disbursement methods: Stock repurchases and dividends. *The Journal of Finance*, v. 42, n.º 2, p. 365-394, 1987.
- PANDEY, V. Do Dividend Changes have Informational Content to Signal the Market? Evidence from the Indian Stock Market. *Indian Journal of Research in capital Markets*, v. 4, n.º 1. Publicado on-line, 2017.

- PETTIT, R. R. Dividend Announcements, Security Performance, and Capital Market Efficiency. *Journal of Finance*, v. 27, n.º 5, p. 993-1007, 1972.
- RIBEIRO, A. Determinantes da política de Dividendos: Evidência empírica para as empresas não financeiras cotadas na Euronext Lisbon. *Revista Portuguesa e Brasileira de Gestão*, v. 9, n.º 1-2, p. 15-25, 2010.
- ROZEFF, M. Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Payout Ratios. *Journal of Financial Research*, v. 5, n.º 3, p. 249-259, 1982.
- SANT, R.; COWAN, A. R. Do dividends signal earnings? The case of omitted dividends. *Journal of Banking & Finance*, v. 18, n.º 6, p. 1113-1133, 1994.
- VIEIRA, E. Dividend policy: signaling or maturity hypothesis? *Journal of Applied Management and Investments*, v. 1, n.º 1, p. 22-29, 2012.
- VIEIRA, E.; PINHO, C.; LEITE, S. Reação do Mercado ao Anúncio de Dividendos: Evidência em Países Europeus. *Revista Estudos Do ISCA*, v. 4, n.º 5, p. 1-14, 2013.
- VIEIRA, E.; RAPOSO, C. Signalling with dividends? The signalling effects of dividend change announcements: new evidence from Europe. Working Paper, SSRN, 2007.
- WATTS, R. The Information Content of Dividends. *Journal of Business*, v. 46, n.º 2, p. 191-211, 1973.
- WOOLRIDGE, J. The information content of dividend changes. *Journal of Financial Research*, v. 5, n.º 3, p. 237-247, 1982.
- YILMAZ, A.; SELCUK, E. Information Content of Dividends : Evidence from Istanbul Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, v. 3, n.º 3, p. 126-132, 2010.
- YOON, P.; STARKS, L. Signaling, investment opportunities, and dividend announcements. *Review of Financial Studies*, v. 8, n.º 4, p. 995-1018, 1995.